

doi:10.11835/j.issn.1008-5831.2016.01.011

欢迎按以下格式引用:陈伟,马大来,徐新鹏.中国 OFDI 的宏观经济影响因素及其门槛特征[J].重庆大学学报(社会科学版),2016(1):91-98.

Citation Format: CHEN Wei, MA Dalai, XU Xinpeng. Impact of Chinese macroeconomic factors on outward foreign direct investment and threshold characters[J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2016(1):91-98.

中国 OFDI 的宏观经济影响因素及其门槛特征

陈伟^{1a,1b},马大来²,徐新鹏^{1b}

(1. 四川外国语大学 a. 国别经济与国际商务研究中心, b. 国际商学院, 重庆 400031;

2. 重庆大学经济与工商管理学院, 重庆 400044)

摘要:文章解释了国内宏观经济因素对 OFDI 的内在影响机理, 并发现 OFDI 及其影响因素在中国不同地区具有显著的差异性。在此基础上, 采用门槛回归方法构造非线性面板数据模型, 进一步检验了影响对外直接投资规模的若干因素的门槛特征, 并分别从经济发展水平、引进外资、产业结构、民营经济发展等方面测定了正向促进对外直接投资规模的门槛水平。实证结果表明: 当宏观经济因素指标达到或超过门槛值时, 对中国 OFDI 才具有显著的促进作用; 反之, 则不存在影响甚至对 OFDI 会产生挤出效应, 即中国对外直接投资的宏观影响因素表现出了明显的门限特征。

关键词:对外直接投资; 宏观影响因素; 门槛回归

中图分类号: F125

文献标志码: A

文章编号: 1008-5831(2016)01-0091-08

中国的对外直接投资经历了从无到有的过程, 自 2000 年“走出去”战略开始实施, 对外直接投资规模迅速扩大, 与此同时, 中国各地区也经历了经济发展水平提高、引进外资规模扩大、产业结构调整升级、鼓励民营经济大力发展的转型时期。国内宏观经济环境的变化是否是导致中国对外直接投资规模扩大的影响因素? 这些因素对 OFDI 的影响是否具有阶段性的差异? 针对这两个问题的探讨, 将对中国对外直接投资的发展历程给出合理解释, 对处于不同发展阶段的国家或地区制定差异化的对外直接投资政策具有借鉴意义。

一、影响地区对外直接投资的内在机理及门槛条件的提出

(一) 对外直接投资的宏观影响因素内在机理考察

20 世纪 90 年代以前, 基于对外直接投资主要发生在发达国家的事实, 以海默的垄断优势理论、巴克莱的内部化理论、小岛清的边际产业转移理论、邓宁的国际生产折中理论为代表的对外直接投资理论都是以发达国家为研究对象; 随着发展中国家对外直接投资的兴起, 威尔士的小规模技术理论、拉奥的技术地方化理论和坎特威尔的技术创新产业升级理论也相继提出, 在发展中国家开展对外直接投资实践中提供了理论指导。就中国而言, 自从“走出去”战略开始实施, 对外直接投资得到快速增长, 但区域间发展不平衡, 经济

修回日期: 2015-09-28

基金项目: 国家社会科学基金项目(13CGL013); 重庆市教委科学技术研究项目(KJ131003); 2014 年重庆市教委人文社会科学类研究项目(14SKJ02)

作者简介: 陈伟(1983-), 男, 湖北潜江人, 四川外国语大学国际商学院副教授, 博士, 国别经济与国际商务研究中心研究员, 主要从事供应链管理、技术创新管理研究。

发达地区的对外直接投资规模远远超出经济欠发达地区。2011年,地方对外非金融类对外直接投资流量合计235.6亿美元,其中东部地区174.35亿美元,中部地区30.7亿美元,西部地区30.55亿美元,中西部的投资规模之和只占东部地区的1/3。由此可以看出,对外直接投资的演变历程与投资母国或地区的经济发展水平一致。Dunning提出的IDP理论阐述了对外投资的发展路径^[1],并被后来的研究加以验证^[2]。Andreff用一个包含176个发达国家和发展中国家在内的截面样本再次验证IDP理论,发现对外直接投资和母国经济发展水平之间存在函数关系^[3]。

研究表明,投资国会通过对外直接投资获得东道国具有而母国不具有或者相对东道国处于劣势的资源,包括自然资源、人力资源、管理经验、营销水平、技术效率等。Dunning总结了对外投资的4种类型:一是市场寻求型,即需求导向型OFDI,是为产品寻找海外市场以弥补国内市场需求不足;二是资源寻求型,即供给导向型OFDI,是为了获得母国所需的矿产、农产品、非熟练劳动力等资源;三是效率寻求型,是为了提高国际分工的效率,促进跨国公司资产组合更加专业化,通常发生在市场寻求型或资源寻求型的投资阶段之后;四是战略资源寻求型,是以增强自身投资公司所有权优势为目的OFDI^[4]。某些国家(如瑞士和荷兰)比其他国家(如俄罗斯)具有更强的动机进行对外直接投资,主要是因为其经济发展基础、国内企业的核心竞争力、市场规模、海外市场经验、不具有流动性资源的吸引力等方面存在明显差异。

(二)宏观影响因素及门槛条件的提出

在有关中国对外直接投资影响因素的实证研究方面,阎大颖等以2006-2007年中国对外直接投资的微观数据为样本,从制度方面发现政府政策扶植、海外关系资源及自身融资能力对企业对外直接投资的动机和能力有重要影响^[5]。张为付运用内部张力、外部引力和环境支撑力范式对影响对外直接投资的各作用力进行了理论分析和实证检验,作用力包括经济规模、外贸依存度、与贸易伙伴国的摩擦、经济成分结构、政府对外直接投资的政策、人民币对美元的汇率^[6]。田巍和余淼杰采用企业层面的微观数据考察了生产率与对外投资的关系^[7]。借鉴已有研究,本文将从国内的经济水平、吸引外资水平、产业结构、经济成分组成4个方面论述和分析有关OFDI影响因素的门槛条件。

首先,从母国的经济发展水平看,Dunning以母国的人均GDP为指标,采用分组的方法把1971年67个国家分为4组^[4]。第一组是人均GDP低于400美元的贫穷的发展中国家,外商投资极少,没有对外投资。第二组包含25个国家,其人均GDP在400~1500美元之间,外商投资迅速增长,出现对外直接投资。第三组是人均GDP在2000~4750美元之间的国家,对外直接投资依然低于外商投资,这一阶段会出现两种情况:一是对外直接投资保持不变,外商投资开始下降;二是对外直接投资的增速超过了外商投资。第四组是人均GDP位于2600~5600美元之间的少数发达国家,对外直接投资规模开始超过外商投资,可能是因为对外直接投资的增速远远超过了外商投资的增速。

其次,从吸引外商投资的能力看,某地区吸引外商投资规模的大小在一定意义上反映了该地区的对外开放度。FDI的技术溢出效应对东道国企业的国际化经营和管理模式起到了良好的示范作用,是推动经济发展强有力的工具,有利于地区经济发展模式实现从“引进来”到“走出去”的转变;而大量外资的引进无疑会在一定程度上解决地区的劳动力剩余问题,增加该地区的财政收入,这种现象极有可能导致地方政府把吸引外资作为地方发展的核心动力,而忽略了本地企业自身能力的培养,导致外商投资对地方OFDI产生挤出效应。

再次,从母国的产业结构看,Andreff研究发现:一方面,对于经济发展良好的发展中国家、资源丰富的国家、新兴工业化国家和发达国家而言,母国的产业结构是影响对外直接投资的重要因素;另一方面,对于经济发展落后的发展中国家和经济转型国家,母国的产业结构对OFDI的影响在5%和10%的显著性水平下均不显著^[3]。说明母国产业结构的发展对OFDI的影响存在门槛特征。

最后,从经济成分组成结构看,张为付发现民营企业固定资产投资占全社会固定资产投资比重每变动1%,中国对外直接投资额将变动9.1689%,二者呈现明显的正效应关系,这是因为民营企业正在成为中国对外直接投资的新生主力^[6];但是从投资金额占比上看,中国的对外直接投资存在“国升民降”现象,这是因为对外直接投资需要资金实力和信息优势作支撑^[8]。这就意味只有实力雄厚的民营企业才能在国际竞争中占有一席之地。

二、对外直接投资宏观影响因素的模型设定及数据来源

对外直接投资规模在中国各地区存在明显差异是不争的事实,这种现象发生的根源来自于中国区域经

经济发展的不平衡性。由于地理位置不同,对外开放程度存在差异,经济基础迥异导致各地区的经济发展动力不同,国家政策倾斜导致不同地区的经济成分组成不同、产业结构调整方向不同,诸多因素影响了各地区企业“走出去”的积极性。部分越过经济发展门槛的地区,企业在自身经济实力和政策支持下,凭借企业特定优势或国家特定优势能够顺利进行国际化经营^[9];而另一些低于经济发展门槛的地区,对企业国际化经营不但无法提供经济支持,还以吸引外商投资的方式加快自身经济发展,从而对本地区的 OFDI 产生了挤出效应。这就意味着影响对外直接投资规模的因素存在一定的门槛特征,即当一地区的综合经济实力达到一定的水平时,经济发展的提高会使对外直接投资规模迅速扩大。

(一) 模型设定

近年来,解决这一非线性计量经济问题的方法从“分组检验”发展到“门限回归”。Hansen 建立了关于技术外溢的面板门槛模型^[10],Girma 在 Hansen 的基础上利用面板数据验证了技术外溢中吸收能力的门槛效应^[11]。国内学者延续了非线性面板数据计量经济模型的研究^[12]。同样地,本文借鉴 Hansen 的面板数据门槛模型,将模型设定为如下形式:

$$Ofdi_{it} = a_0 + a_1 q_{it} I(q_{it} < \gamma_1) + a_2 q_{it} I(q_{it} \geq \gamma_1) + a_3 x_{it} + e_{it} \quad (1)$$

在式(1)的基础上,我们将其扩展为双门槛模型甚至多门槛模型:

$$Ofdi_{it} = a_0 + a_1 q_{it} I(q_{it} < \gamma_1) + a_2 q_{it} I(\gamma_1 \leq q_{it} < \gamma_2) + a_3 q_{it} I(q_{it} \geq \gamma_2) + a_4 x_{it} + e_{it}$$

其中, i 表示地区, t 表示年份, γ_1 和 γ_2 为待搜索的门槛值,且有 $\gamma_1 < \gamma_2$, $I(\cdot)$ 为指标函数, e_{it} 为随机干扰项。 $Ofdi_{it}$ 表示各地区非金融类对外直接投资流量,年度 OFDI 流量不存在滞后,能更有效地刻画当期经济状况的发展和变化^[13]。 q_{it} 为本文研究的核心变量,设定为影响 OFDI 的主要因素,包括:第一,经济发展水平,采用国内生产总值(GDP)和人均国内生产总值(PGDP)来测度地区的经济发展的综合实力;第二,对外开放度,用吸引的外商投资企业投资总额(FDI)来表示该地区对外经贸往来的密切程度;第三,产业结构,用第二产业从业人数(seclab)和第三产业从业人数(thirlab)来衡量;第四,经济成分,选取民营经济的固定资产投资(pinve)来测度,通过内资企业固定资产投资总额和国有经济固定资产投资总额相减得到。 x_{it} 表示本文选取的控制变量,具体包括:第一,出口,以exp表示,用地区的出口总额代表;第二,政府支持,以fisc表示,用各地区的政府的财政支出总额代表;第三,研发支出,以rd表示,用地方部门R&D经费内部支出代表。

(二) 数据来源

本文所选取的数据为中国 29 个省区市 2003 - 2011 年的面板数据^①,地区的非金融类对外直接投资数据来自历年的《中国对外直接投资统计公报》,其他指标数据来自历年的《中国统计年鉴》和《地区统计年鉴》。其中,以美元统计的出口和外资企业投资总额指标用人民币兑美元的年平均均价换算;回归检验之前,用标准化公式: $z_i = (x_i - \min x) / (\max x - \min x)$,对各指标数据进行标准化处理。表 1 为变量的基本统计量。

表 1 变量的描述性统计

变量	平均值	标准差	观测数	变量	平均值	标准差	观测数
ofdi	0.075 8	0.136 1	261	pgdp	0.239 7	0.208 7	261
exp	0.080 6	0.158 9	261	fdi	0.131 9	0.193 7	261
fisc	0.214 0	0.176 1	261	seclab	0.254 9	0.237 0	261
rd	0.187 6	0.193 9	261	thirlab	0.355 0	0.243 2	261
gdp	0.184 2	0.175 4	261	pinve	0.153 9	0.164 5	261

(三) 影响因素分布的地区差异

把样本划分为东、中、西 3 个地区,东部地区包括北京、天津、河北、上海、广东、浙江、辽宁、福建、山东、江苏、广西、海南 12 个省、自治区、直辖市;中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖南、湖北 9 个省、自治区;西部包括重庆、四川、云南、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆 8 个省、自治区、直辖市。

图 1、图 2 中的纵轴表示各省市的对外直接投资流量和影响因素位于均值及其以上(均值以下)的比例。

①由于西藏和贵州两省的非金融类对外直接投资流量数据缺失年份较多,故未被包含在检验样本中。

从图1和图2可以看出,各变量位于均值以上的省市主要集中在东部地区,西部地区占比在0.2以下,中部地区各变量规模处于均值以上的比例低于均值以下的比例。另外,我们发现,各地区对外直接投资规模与区域经济发展水平的变动趋势一致。对外直接投资规模和GDP水平、引进外资水平、产业结构、民营经济发展轨迹一样,在区域经济发展较好的东部地区处于全国平均水平之上的比例最高,在中部地区次之,在西部地区最低;相反,低于全国水平的各个变量比例在西部地区最高,中部地区次之,东部地区最低。对外直接投资规模及其影响因素从东部发达地区到中西部欠发达地区均呈现明显的递减趋势。

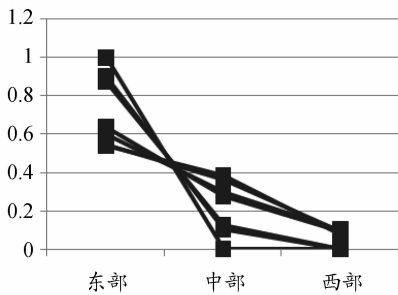


图1 变量位于均值以上的地区分布

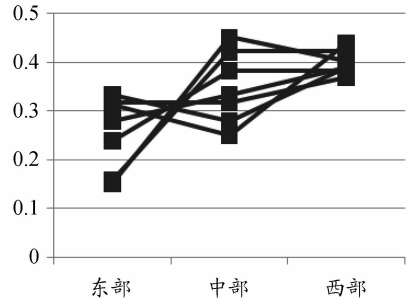


图2 变量位于均值以下的地区分布

三、对外直接投资影响因素的门槛检验与实证结果

(一) 弱外生性检验

目前,检验变量弱外生性的方法主要有两种:一是EHR方法,基于模型所有变量的联合分布函数定义了与模型中重要参数相关联的弱外生变量;二是Johansen方法,在协整框架内,构建无条件误差修正模型和条件误差修正模型,依据ECM模型修正参数的显著性来检验变量是否具有弱外生性。EHR方法不仅可以检验出变量的弱外生性、强外生性及超外生性,还可以进行政策评价,在金融研究领域得到了广泛应用。EHR检验步骤如下:先将待检验变量作为被解释变量,其他可以解释贷款余额的变量以及其本身的滞后一期变量作为解释变量进行最小二乘回归估计,然后把所生成的残差序列加入原等式作为新的解释变量,最后对估计残差进行Lagrange Multiplier检验,确定是否具有弱外生性。

依循惯例,采用上述EHR方法依次检验门槛变量的弱外生性,检验结果如表2所示。从P值可以看到,无法拒绝门槛变量具有弱外生性的零假设。意味着在5%的显著性水平上,市场规模、外商直接投资、产业结构和经济成分均具有弱外生性,把这些影响因素设定为门槛变量是有效的。

表2 弱外生性检验

变量	GDP	PGDP	FDI	seclab	thirlab	pinve
F统计量	0.000	2.063	1.743	1.482	0.265	0.940
P值	0.988 2	0.162 0	0.197 5	0.233 7	0.610 9	0.340 5

(二) 门槛条件检验

为了选择恰当的门槛个数和门限值,依次估计线性模型、单门限模型、双门限模型和三门限模型,Hansen提出了“格栅搜索法”(Grid Search),目的是减少在搜索门槛值中执行的回归次数。这种搜索方法把待搜索的门槛值限定在某特定的分位数或者整数值,并分别对搜索结果进行回归并计算相应模型的残差平方和,最小残差平方和所对应的门槛值就被认为是最接近门槛水平的真实门槛值^[14]。因此可构造出门槛估计值在95%置信区间的图形,如图3所示。

为了检验门槛效应在统计上的显著性,Hansen提出采用自举法(Bootstrap)模拟似然比检验的渐进分布,得到相应的概率Bootstrap P值,据此判断门槛值的真实性。表3给出了单门槛模型各因素的自抽样检验结果和95%显著性水平下的置信区间。人均GDP和第二产业从业人员的门槛值在5%的水平上显著,其余变量的门槛值均在1%水平上显著。同时为了检验模型中是否有双门槛效应甚至多门槛效应,表4则给出了各影响因素双门槛效应的相关检验结果。由表4的检验结果可知,各个变量的统计量均未能通过显著水平的检验可知。由此可知,不存在双门槛效应甚至多门槛效应,整个模型只存在单门槛效应。

(三) 模型估计结果

针对各地区的经济发展特征,本文将影响该地区企业对外直接投资的因素归纳为经济发展水平、外商

投资规模、市场结构及地区的经济成分结构 4 个方面,分别对其具体的影响进行门槛回归检验^②,检验结果(如表 5 所示)表明这些影响因素存在明显的单门限特征。

表 3 各影响因素门限效应检验

模型假设		自抽样检验			临界值			置信区间
原假设	备择假设	F 值	P 值	BS 次数	1%	5%	10%	95% 显著水平
	<i>GDP</i>	15.245***	0.003	300	13.364	8.560	6.300	[0.092, 0.517]
	<i>PGDP</i>	15.901**	0.047	300	24.192	15.271	11.170	[0.291, 0.570]
	<i>FDI</i>	31.569***	0.007	300	23.153	14.010	7.917	[0.210, 0.249]
	<i>Seclab</i>	11.485**	0.027	300	15.701	9.154	5.678	[0.115, 0.794]
	<i>Thirlab</i>	19.326***	0.010	300	18.774	10.293	6.420	[0.405, 0.693]
	<i>Pinve</i>	41.526***	0.000	300	25.883	15.032	10.779	[0.325, 0.373]

注:原假设 H0:不存在门槛效应;备择假设 H1:存在单一门槛效应;*,**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

表 4 各影响因素双门槛效应检验

模型假设		自抽样检验			临界值		
原假设	备择假设	F 值	P 值	BS 次数	1%	5%	10%
	<i>GDP</i>	2.282	0.110	300	5.938	3.434	2.635
	<i>PGDP</i>	1.661	0.326	300	4.349	2.522	1.970
	<i>FDI</i>	1.896	0.216	300	5.081	3.147	2.046
	<i>Seclab</i>	2.185	0.183	300	5.6238	3.391	2.205
	<i>Thirlab</i>	1.193	0.417	300	6.787	4.102	2.877
	<i>Pinve</i>	2.115	0.139	300	5.221	3.318	2.325

注:原假设 H0:不存在门槛效应;备择假设 H1:存在双门门槛效应。

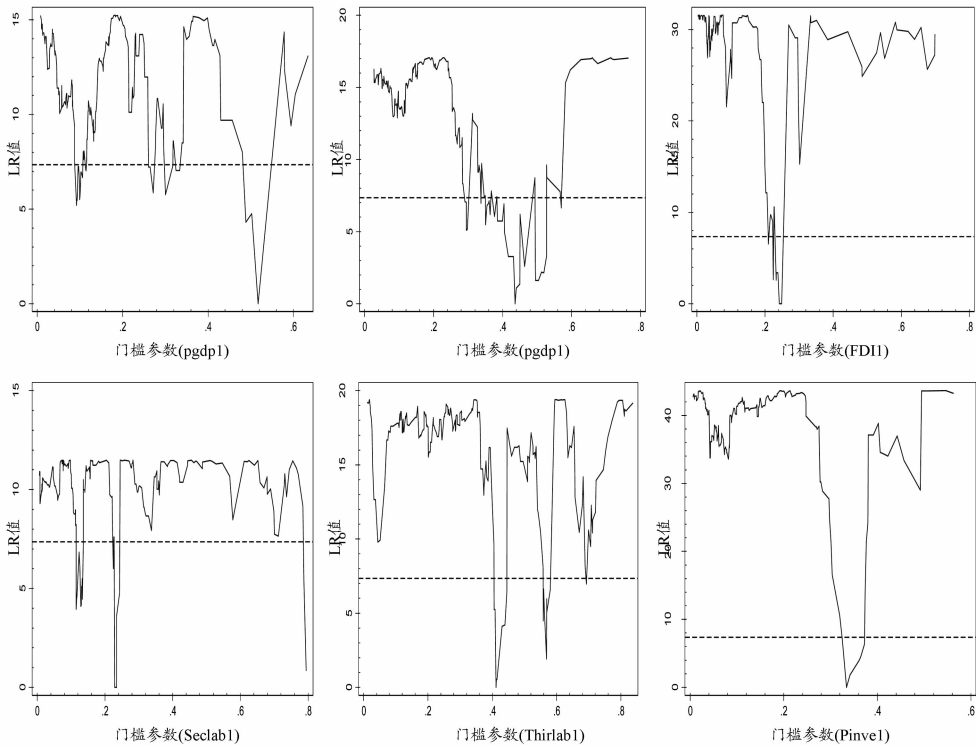


图 3 各因素的门槛值估计

^②为了保证门槛值选取及回归的有效性,在实际检验当中,排序后保留样本中最大的 10% 和最小的 10%, 只把样本中间 80% 个变量的值作为门槛值的候选来源。

(1)经济发展水平。当GDP总量超过27 698.18亿元时,经济总量对OFDI具有显著的正向促进作用,而当GDP总量低于这一水平时,经济总量对OFDI的作用不明显。同样,当一个地区的人均GDP水平超过39 985.07元时,对OFDI的正向促进系数达到0.17,而当人均GDP低于这一水平时,对OFDI的负向影响系数达到了0.26。一国或地区的经济发展水平越高,该国或地区的企业越容易形成对外直接投资的所有权优势、内部化优势和区位优势,一切投资行为都离不开母国的经济发展。

(2)外商投资规模。当一个地区吸引的外商投资规模超过9 145.061亿元时,外商投资对OFDI具有显著的正向影响,系数达到0.66;而当一个地区吸引的外商投资规模低于这一水平时,外商投资对OFDI具有显著的负向影响,系数为0.81。FDI的技术溢出效应使东部地区内资部门的技术得以提升,中部地区得到有效发挥,西部地区的外溢效应为负。提高外商投资的技术溢出效应,增强本地企业的吸收能力,是有效促进本地企业实行国际化经营的有效途径之一。

(3)产业结构。当第二产业从业人数超过610.85万人时,第二产业从业人员会对OFDI具有显著的促进作用,其变量的估计系数在1%显著水平上达到了0.39;当第三产业从业人数超过905.81万人时,此时产业结构的估计系数为0.33,并且通过了1%显著水平的检验,这充分表明第三产业从业人员的增加会对OFDI产生明显的促进作用。相反,当第二产业从业人员和第三产业从业人数分别低于各自的门槛水平时,会对地区的OFDI流量产生明显的抑制作用,双方的估计系数分别为-0.53和-0.34,并且均通过了5%显著水平的检验。第二产业从业人数和第三产业从业人数对OFDI具有基本相同的作用机理,这与对外直接投资行业分布广泛(中国对外直接投资统计公报,2011)的特点相符。这意味着中国企业在海外市场形成的产业集聚,更多是依靠外部的行业规模优势而不是企业自身具有的特定优势。

(4)民营经济发展。目前,国有或国有控股企业依然是中国进行对外直接投资的主体,但未来,随着民营企业实力不断趋向壮大,国有企业的OFDI占比在达到高峰点之后将逐渐回落。企业对外直接投资的内在经济动力和国家政策导向共同奠定了民营经济在中国对外直接投资中的重要地位。当民营经济固定资产投资规模超过7 414.01亿元时,对OFDI具有显著的正向影响,影响系数为0.36;当民营经济固定资产投资规模低于这一水平值时,对OFDI具有相同程度的反向影响效应。随着民营经济的发展,对OFDI的影响由抑制作用转变为促进作用,体现了民营经济在中国对外直接投资中的强劲后力。

表5 门槛模型的估计结果

	经济规模		外商投资	市场结构		经济成分
	GDP	PGDP	FDI	seclab	thirlab	pinve
门槛值	27 698.18	39 985.07	9 145.061	610.854 9	905.814 4	7 414.007
$qI(q \geq \gamma)$	0.209 3*** (3.64)	0.167 0*** (3.85)	0.662 4*** (5.24)	0.392 8*** (3.16)	0.325 9*** (4.10)	0.355 4*** (6.16)
$qI(q < \gamma)$	-0.002 5 (-0.01)	-0.267 3*** (-3.14)	-0.815 3*** (-4.87)	-0.536 0** (-2.52)	-0.349 1** (-2.02)	-0.361 9*** (-2.96)
Exp	0.417 8*** (3.02)	0.626 9*** (5.99)	0.716 8*** (5.24)	0.757 6*** (6.28)	0.691 7*** (6.20)	0.545 1*** (5.21)
Fisc	0.252 7 (1.92)	0.409 4*** (5.06)	0.285 8*** (5.02)	0.249 9*** (3.39)	0.228 9*** (2.98)	0.283 8*** (2.91)
Rd	0.187 7*** (3.16)	0.188 9*** (3.06)	0.254 5*** (4.43)	0.261 1*** (4.26)	0.278 5*** (4.67)	0.269 1*** (4.84)
C	-0.055 3*** (-4.13)	-0.050 5*** (-4.48)	-0.033 6*** (-2.67)	-0.028 9 (-0.83)	-0.029 6 (-0.65)	-0.045 9*** (-4.85)
R^2	0.692 8	0.688 6	0.709 2	0.681 6	0.689 8	0.718 5
个体效应 (P值)	2.85 (0.000)	3.33 (0.000)	4.67 (0.000 0)	3.21 (0.000)	3.35 (0.000)	3.19 (0.000)

注:括号内的数值为t值,*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著水平。

从控制变量可以看出,出口规模对OFDI具有显著的正向影响,与张为付的研究结论一致,说明中国对外直接投资类型是以出口替代、市场寻求型为主。政策支持与企业对外直接投资规模成正相关关系,这与事实情况相符:一方面,国有企业担负着国家的战略发展、能源资源寻求的责任,更多地体现了国家的经济

利益,多属于政府政策驱动型的对外直接投资;另一方面,国家积极执行“走出去”战略,大力支持民营企业发挥自身机动灵活的体制优势。研发投入对地区的 OFDI 规模具有明显的促进作用,说明中国对外直接投资企业研发投入不足、技术水平亟待提高。

(四) 结果分析

实证结果显示,国内宏观经济影响因素达到或超过一定门槛值时,对 OFDI 具有积极的促进作用。以人均 GDP 为例,如图 4 所示,从地区看,除内蒙古外,跨越门槛值的省、区、直辖市主要集中在东部沿海发达地区;从时间看,跨越门槛值的省份主要集中在 2006-2008 年和 2009-2011 年,而 2003-2005 年人均 GDP 跨越门槛值省份很少,仅有上海。由此表明随着时间推移,更多省份的人均 GDP 对 OFDI 的促进作用明显在更大范围内显现出来。同样地,中国对外直接投资在近期才得到迅速发展,并且主要集中在东部沿海地区。这是因为经济基础薄弱的地区往往同时存在着对外开放度低、缺乏具有国际经营经验的专门人才、地理位置闭塞、技术水平低、产业结构不合理等内在问题,导致企业很难形成特定的所有权优势、区位优势、内部化优势;另外,经济欠发达地区一切以发展为目的,在现阶段促进对外直接投资带来的经济效益远不如引进外资带来的经济效益大,从而形成对 OFDI 的“挤出”效应。在政策优惠方面,对民营企业的鼓励政策缺乏针对性,民营企业融资难、规模小、难以形成集中优势等问题仍未得到解决。因此,要合理调整产业结构,积极参与西部大开发战略,结合中西部地区的特色资源努力促进经济发展,转变对外直接投资促进经济增长的思路,把促进对外直接投资和经济增长并重发展,以缩小东、中、西部地区之间的差距。

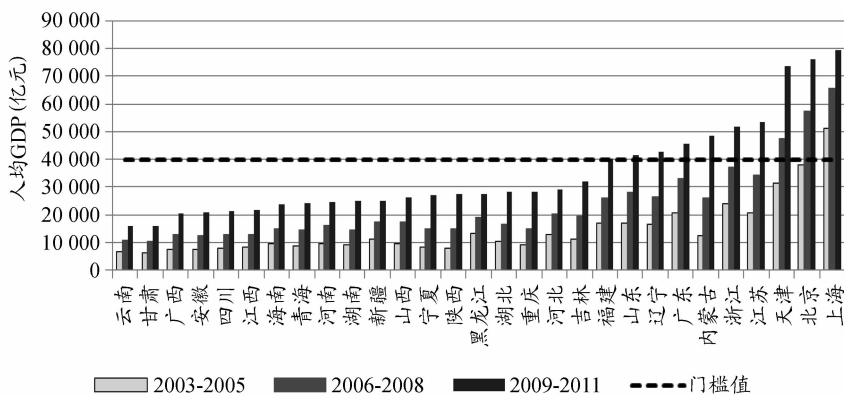


图 4 各地区三阶段经济发展水平比较

四、基本结论与政策建议

本文借鉴 Hansen 的门槛模型,选用中国 2003-2011 年间 29 个省区市的面板数据对中国 OFDI 的宏观经济影响因素进行估计,得到以下实证分析结论。

其一,中国不同地区的对外直接投资流量规模不同。由于各地区的地理位置、经济基础、国家政策导向不同导致影响中国对外直接投资的宏观因素存在差异,经济发达地区比经济欠发达地区的对外直接投资出现得更早、规模更大。在现有研究的基础上,归纳总结了这些因素影响 OFDI 的内在机制,并提出这些影响因素具有一定的门槛特征。

其二,本文分别选择了地区的经济发展水平、外商投资、产业结构、经济成分组成等 4 方面的 6 个因素,检验这些因素对中国对外直接投资规模所产生的影响,并测算了国内生产总值、人均国内生产总值、外商投资、产业结构及经济成分组成等影响因素的门槛值。只有当这些指标达到或超过门槛值时,对中国 OFDI 才具有显著的促进作用,反之,则不存在影响甚至对 OFDI 会产生挤出效应,即中国对外直接投资的宏观影响因素表现出了明显的门限特征。

综合上述结论,本文认为在促进中国企业积极实施“走出去”战略时,需要考虑以下 4 方面:第一,依据中国各个地区具体的经济实力,对不同地区实行差别化的鼓励政策。为了充分调动中国企业国际化经营的积极性,最根本的途径是促进经济发展,对外直接投资规模的扩大离不开母国或地区经济实力的增强,尤其应对中西部地区加大扶持力度,转变发展思路,实现对外直接投资和经济同时发展以缩小地区间的差距。第二,各地区在引进外资时不但要避免外资企业在国内形成垄断优势阻碍本地企业发展,更要把技术溢出效应作为评估外资质量的重要指标,增强自身吸收能力,加快中国从“引进来”到“走出去”发展模式的转变。

第三,中国对外直接投资涉及行业广泛,大多依靠外部行业的规模优势,企业自身缺乏所有权优势,这就要求政府在加快产业结构升级的同时注重优势产业的政策引导,加大研发投入,创造良好的创新环境。第四,政府应充分结合民营企业自身特点培养民营企业的竞争优势,充分利用财税、金融等措施为民营企业提供融资支持和信贷保证,完善对外投资信息服务系统,为民营企业对外直接投资提供强大的资金和信息支撑。

参考文献:

- [1] DUNNING J. The eclectic paradigm of international production: A restatement and some possible extensions [J]. *Journal of International Business Studies*, 1988, 19(1): 1-31.
- [2] DURÁN J J, UBEDA F. The investment development path: A new empirical approach and some theoretical issues [J]. *Transnational Corporations*, 2001, 10(2): 1-34.
- [3] ANDREFF W. The new multinational corporations from transition countries [J]. *Economic Systems*, 2002, 26(4): 371-379.
- [4] DUNNING J H. The eclectic paradigm as an envelope for economic and business theories of MNE activity [J]. *International Business Review*, 2000, 9(2): 163-190.
- [5] 阎大颖,洪俊杰,任兵. 中国企业对外直接投资的决定因素:基于制度视角的经验分析[J]. *南开管理评论*, 2009, 6(5): 135-142.
- [6] 张为付. 影响我国企业对外直接投资因素研究[J]. *中国工业经济*, 2008, 25(11): 130-140.
- [7] 田巍,余森杰. 企业生产率和企业“走出去”对外直接投资:基于企业层面数据的实证研究[J]. *经济学(季刊)*, 2012, 11(2): 383-408.
- [8] 徐强. 中国对外直接投资若干趋势性特征[J]. *经济研究参考*, 2013, 35(6): 5-10.
- [9] 裴长洪,樊琰. 中国企业对外直接投资的国家特定优势[J]. *中国工业经济*, 2010, 27(7): 45-54.
- [10] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference [J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345-368.
- [11] GIRMA S. Absorptive capacity and productivity spillovers from FDI: A threshold regression analysis [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2005, 67(3): 281-306.
- [12] 段文斌,余泳泽. FDI资本挤入(挤出)效应的内在机制及其“门槛特征”研究——理论推导与面板门限实证检验[J]. *南开经济研究*, 2012, 28(6): 49-62.
- [13] 项本武. 东道国特征与中国对外直接投资的实证研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2009, 26(7): 33-46.
- [14] CHAN K S. Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model [J]. *The Annals of Statistics*, 1993, 21(1): 520-533.

Impact of Chinese macroeconomic factors on outward foreign direct investment and threshold characters

CHEN Wei^{1a, 1b}, MA Dalai², XU Xinpeng^{1b}

(1. a. *Research Center for International Business and Economy*, b. *School of International Business*, *Sichuan International Studies University*, *Chongqing 400031*, P. R. China;

2. *School of Economics and Business Administration*, *Chongqing University*, *Chongqing 400044*, P. R. China)

Abstract: On the basis of the previous research, this paper explains the mechanism of impact of domestic macroeconomic factors on outward foreign direct investment, and finds out that OFDI and its influencing factors have significant differences in different provinces. Using threshold regression panel data model, it also empirically measures the threshold levels about various factors influencing OFDI, including the level of domestic economic development, foreign investment, industrial structure and the development of private economy. The results show that: When macroeconomic factors meet or exceed the threshold, they will play a significant role in promoting OFDI in China. On the contrary, the macroeconomic factors have no significant effect on OFDI and will produce crowding out effect, namely macroeconomic factors affecting China's foreign direct investment shows a clear threshold characteristic.

Key words: OFDI; macroeconomic factors; threshold regression

(责任编辑 傅旭东)